

ОБЩАЯ ПСИХОЛОГИЯ И ПСИХОЛОГИЯ ЛИЧНОСТИ

И.К. Пятых, В.И. Лупандин

ПСИХОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ТЕСТА «ИНДЕКС РУКИ»

Проблема функциональной асимметрии мозга является комплексной междисциплинарной проблемой, которая представляет интерес для физиологов, психологов, клиницистов, а также представителей других научных дисциплин и направлений. Известно, что особенности латерализации больших полушарий мозга находят свое отражение во многих проявлениях психической деятельности человека, таких как:

- сенсорно-перцептивные процессы (ведущий глаз, ведущее ухо);
- двигательная активность (ведущая рука, ведущая нога);
- вторая сигнальная система (специфика речевых центров левого и правого полушарий);
- психоэмоциональная сфера (неодинаковая роль левого и правого полушарий в формировании и протекании эмоций) и др.

Одним из проявлений функциональной асимметрии мозга является моторная асимметрия, которая наиболее ярко проявляется в право- и леворукости, то есть в предпочтении правой или левой руки для выполнения повседневных действий. Этой проблеме в ее клиническом и психофизиологическом аспектах посвящено достаточно много литературы. В нашей стране наиболее фундаментальной работой по различным аспектам данной проблемы является монография Т. А. Доброхотовой и Н. Н. Брагиной «Левши» [1], изданная в 1994 г.

На сегодняшний день как в нашей стране, так и за рубежом существует достаточно большое число методов диагностики леворукости (тест-опросник Ватерлоо, Эдинбургский опросник [4, 8], разного рода моторные пробы [1, 2] и т. д.). В то же время большинство из них основано исключительно на эмпирических наблюдениях и не имеет достаточно серьезной теоретической основы. По крайней мере, в доступной нам литературе мы не обнаружили работ, посвященных психометрической оценке и валидации различных методик диагностики левшества. Кроме того, ряд вопросов, традиционно используемых в ряде опросников и

имевших несомненную информационную ценность несколько десятилетий назад, вряд ли могут считаться надежными на сегодняшний день.

Примеры:

1. – Какой рукой Вы зажигаете спичку?
– Обычно пользуюсь зажигалкой.
2. – Какой рукой заводите часы?
– У меня электронные, они не нуждаются в заводе.
3. – Какой рукой держите веник при подметании?
– Веником пользуюсь крайне редко: в основном, пылесосом.
и т. д.

Более того, некоторые вопросы явно нельзя считать универсальными, поскольку они вряд ли могут быть использованы для тестирования детей и подростков, например: «Какой рукой Вы обычно держите рюмку?» «Какой рукой раздаете карты?» и пр.

Настоящая работа посвящена исследованию надежности и валидности теста «Индекс руки» (в дальнейшем ИР), который был разработан И. К. Пятых в 2003 г. на основе ряда традиционных методик диагностики право- и леворукости. Ранее нами были опубликованы данные математического анализа отдельных пунктов теста ИР [3], которые позволили усомниться в информативности ряда вопросов и предлагаемых испытуемым моторных проб. В связи с этим было принято решение подвергнуть тест всесторонней психометрической проверке.

Тест ИР включает в себя 20 пунктов, 14 из которых представлены вопросами, касающимися повседневных действий, выполняемых испытуемыми: какой рукой Вы пишете (держите зубную щетку, молоток, расческу, ножницы, какой рукой бросаете мяч, зажигаете спичку и т. д.). Остальные 6 пунктов представляют собой не менее традиционные моторные пробы – скрещивание рук («поза Наполеона»), переплетение пальцев, аплодирование, заводка часов, проведение вертикальных линий и рисование простых геометрических фигур левой и правой рукой без зрительного контроля.

Ответ на каждый вопрос теста ИР оценивается по 3-балльной шкале: «-1» - выполняю предлагаемое действие левой рукой, «+1» - правой рукой, «0» - одинаково и левой, и правой. Результаты выполнения моторных проб оцениваются аналогично: «-1» - проба лучше выполняется левой рукой, «+1» - лучше выполняется правой

рукой, «0» - качество выполнения задачи левой и правой рукой практически одинаково. Наконец, выполнение проб «скрещивание рук» и «переплетение пальцев» также оценивается по общепринятым критериям в баллах -1 и $+1$.

ИР для каждого отдельного испытуемого вычисляется путем алгебраического сложения баллов по всем пунктам теста. Таким образом, ИР каждого испытуемого может варьировать в диапазоне от -20 до $+20$ (ИР < 0 – левши, ИР > 0 – правши, ИР $= 0$ – амбидекстры). Шкальные значения ИР предполагают разную степень выраженности право- и леворукости у каждого отдельного субъекта, что вполне согласуется с литературными данными [7, 9].

Результаты психометрической оценки теста ИР

В период с 2003 по 2006 гг. по методике ИР было протестировано 450 испытуемых разного пола, различной социальной и профессиональной принадлежности в возрасте от 15 до 64 лет. Как и следовало ожидать, лица с отрицательным ИР встречаются значительно реже, нежели с положительным: среди мужчин ИР < 1 у 12,5 % испытуемых, среди женщин – у 7,1 %, что, в целом, также согласуется с литературными данными [5, 6]. Амбидекстры (ИР $= 0$) в общей выборке встречаются крайне редко.

Для психометрического анализа были использованы результаты всех испытуемых, имевших отрицательный индекс; испытуемые же с положительным ИР отбирались из общей выборки случайным образом для того, чтобы в определенной мере уравновесить соотношение лево- и праворуких.

Психометрическая оценка надежности теста ИР проводилась по следующим критериям:

- 1) оценка ретестовой надежности;
- 2) оценка синхронной надежности;
- 3) оценка надежности отдельных пунктов теста;
- 4) оценка содержательной валидности теста.

1. Оценка ретестовой надежности:

Для оценки ретестовой надежности использовались результаты повторного тестирования 30 испытуемых, проведенного с интервалом 8 месяцев (апрель и ноябрь 2006 г.). В выборке было 13 юношей и 17 девушек в возрасте 17 – 19 лет (студенты факультета психологии УрГУ). Среди них оказалось 16 правшей (ИР > 1), 13

левой (ИР < 1) и 1 амбидекстр (по результатам первого тестирования ИР = 0).

Оценка ретестовой надежности осуществлялась с помощью двух статистических критериев:

- 1) коэффициент корреляции Пирсона между суммарными ИР, полученными при первом и втором тестировании;
- 2) коэффициент Рюлона, вычисляемый путем сравнения дисперсий сумм и разностей суммарных показателей ИР, полученных при 1-м и 2-м тестировании.

Результаты анализа отражены в табл. 1.

Таблица 1

Результаты оценки ретестовой надежности теста «Индекс руки»

Испыту- емый	x_1	x_2	s	d	Результаты оценки ретестовой надежности
1	-13	-15	-28	2	<p>1. По коэффициенту корреляции Пирсона:</p> $r_{\text{кр}} = 0,934$ $r_{\text{кр}} = 0,36 \text{ (} p < 0,05 \text{)}$ $r_{\text{кр}} = 0,46 \text{ (} p < 0,01 \text{)}$ $r_{\text{кр}} = 0,56 \text{ (} p < 0,001 \text{)}$
2	-2	-10	-12	8	
3	-9	-16	-25	7	
4	-19	-20	-39	1	
5	-14	-16	-30	2	
6	-19	-16	-35	-3	
7	-13	-19	-32	6	
8	-13	-14	-27	1	
9	-20	-17	-37	-3	
10	-1	-5	-6	4	
11	-8	-8	-16	0	
12	-15	-3	-18	-12	
13	-2	2	0	-4	<p>2. По формуле Рюлона:</p> $r_{\text{кр}} = 1 - \frac{\sigma_d^2}{\sigma_s^2} = 0,966$
14	0	1	1	-1	
15	7	10	17	-3	
16	15	18	33	-3	
17	11	7	18	4	
18	18	13	31	5	
19	13	6	19	7	
20	10	13	23	-3	
21	15	17	32	-2	
22	16	16	32	0	
23	19	14	33	5	
24	16	12	28	4	
25	16	15	31	1	<p>Вывод: эмпирические значения коэффициентов Пирсона и Рюлона выше критических значений для 3-го уровня значимости ($\beta_3 = 0,999$).</p>
26	15	1	16	14	
27	13	14	27	-1	
28	18	17	35	1	
29	13	8	21	5	
30	3	3	6	0	
		σ^2	704,71	24,26	

Примечание: в табл. 1 значения x_1 и x_2 – соответственно, показатели ИР при первом и втором тестировании, s – суммы и d – разности этих значений

Данные, представленные в табл. 1, однозначно свидетельствуют о высокой ретестовой надежности теста ИР. Об этом можно судить даже по первичным данным. Из табл. 1 видно, что из 30 испытуемых только у одного (испытуемый № 13) при повторном тестировании сменился знак ИР (значение изменилось с -2 до $+2$), а у другого (испытуемый № 14) – с 0 до 1 . У основной же массы тестируемых (28 человек) знак индекса руки не изменился.

Коэффициент корреляции Пирсона и коэффициент Рюлона (который также является аналогом коэффициента корреляции) оказались статистически достоверными для 3-го уровня значимости ($p \leq 0,001$).

2. Оценка синхронной надежности

Оценка синхронной надежности проводилась на другой группе испытуемых - 30 человек (15 с положительным и 15 с отрицательным индексом) в возрасте от 15 до 64 лет, прошедших однократное тестирование по тесту ИР. По объективным причинам в выборку вошло 10 мужчин и 20 женщин (отметим, что строгое уравнивание испытуемых по полу в данном случае не имеет принципиального значения).

Оценка синхронной надежности проводилась по формуле Кронбаха:

$$\alpha = \frac{k}{k-1} \cdot \left(1 - \frac{\sum \sigma_i}{\sigma_x} \right),$$

где α – коэффициент Кронбаха, $k = 20$ – число пунктов теста и $n = 30$ – число испытуемых; $\sum \sigma_i$ – сумма дисперсий по каждому пункту теста, σ_x – дисперсия суммарных баллов по всему тесту.

Статистическая значимость коэффициента Кронбаха определялась по критерию Китса:

$$\chi^2_{n-1} = \frac{k(n-1)}{k(1-\alpha) + \alpha}.$$

Полученное значение χ^2 сравнивалось с критическим (табличным) для числа степеней свободы $n - 1 = 29$.

По формулам Кронбаха и Китса были получены следующие значения:

$$\alpha = \frac{30}{29} \cdot \left(1 - \frac{17,10}{199,96} \right) = 0,946, \quad \chi^2_{29} = \frac{20 \cdot (30-1)}{20 \cdot (1-0,946) + 0,946} = 286,28.$$

Критические значения χ^2 для 1-го, 2-го и 3-го уровней значимости равны, соответственно, 42,6; 49,6 и 58,3. Отсюда следует, что синхронная надежность теста является статистически значимой для $p \leq 0,001$.

3. Оценка надежности отдельных пунктов теста ИР

Для оценки надежности отдельных пунктов теста ИР мы использовали результаты тестирования той же группы испытуемых, что и для определения синхронной надежности. С этой целью мы вычисляли коэффициент корреляции каждого из 20 пунктов (как вопросов, так и результатов выполнения моторных проб) с суммарным показателем по всему тесту. Согласно полученным результатам мы ранжировали каждый пункт в порядке убывания коэффициента Пирсона. Такое ранжирование позволяет определить приоритет каждого пункта в плане его информативности для теста в целом (чем выше коэффициент корреляции, тем более информативным является данный пункт).

Результаты психометрического анализа представлены в табл. 2.

Учитывая, что критические значения коэффициента корреляции Пирсона для выборки в 30 человек составляют, соответственно, 0,36, 0,46 и 0,56 (для 1-го, 2-го и 3-го уровня значимости), представляется необходимым устранить из теста пункты 15 и 16 (в табл. 2 отмечены курсивом). Полученные данные позволяют также усомниться в информативности пункта 18 (значение отмечено курсивом), который не вписывается в общую картину. Содержание этих пунктов следующее:

пункт № 15: моторная проба «переплетение пальцев рук»;

пункт № 16: моторная проба «скрещивание предплечий»;

пункт № 18: моторная проба «заводка часов».

Что касается пунктов 15 и 16, то результаты анализа оказались для нас несколько неожиданными (известно, что именно эти моторные пробы чаще всего используются для диагностики лево- и праворукости [1]). В то же время именно они оказались малоинформативными. Другими словами, положение скрещиваемых рук и переплетенных пальцев мало связаны с истинной лево- и праворукостью. Относительно же пункта 18 можно сказать, что низкий коэффициент корреляции в данном случае вполне закономерен: промышленностью выпускаются наручные часы с

расчетом на праворуких, и даже для типичных левшей их заводка левой рукой представляется весьма трудной задачей.

Таблица 2

Результаты определения надежности отдельных пунктов теста ИР

Номер пункта теста	Число отрицательных значений	Число положительных значений	Число нулевых значений	Дисперсия по данному пункту теста	Коэффициент корреляции с суммарным баллом	Ранг, присвоенный данному пункту
1	10	16	4	0,86	0,956	1
2	11	19	0	0,98	0,844	10
3	9	21	0	0,89	0,539	17
4	11	18	1	0,96	0,834	11
5	12	18	0	1,00	0,910	4
6	8	21	1	0,82	0,775	13
7	11	18	1	0,96	0,909	5 – 6
8	7	12	11	0,62	0,689	16
9	10	17	3	0,88	0,909	5 – 6
10	12	16	2	0,95	0,894	7
11	12	15	3	0,92	0,922	3
12	11	14	5	0,85	0,743	14
13	11	15	4	0,88	0,941	2
14	6	15	9	0,61	0,849	9
15	13	17	0	1,00	0,184	20
16	16	13	1	0,96	0,205	19
17	14	12	4	0,88	0,888	8
18	2	26	2	0,31	0,471	18
19	9	13	8	0,74	0,816	12
20	15	15	0	1,03	0,729	15

4. Оценка содержательной валидности теста

Тест ИР предлагался для выполнения студентам выпускного курса заочного отделения факультета психологии УрГУ, которые, на наш взгляд, уже являются достаточно компетентными в вопросах психодиагностики. В тестировании приняло участие 35 студентов в возрасте от 22 до 47 лет.

Кроме ответов на каждый вопрос теста и выполнения моторных проб, испытуемым предлагалось оценить каждый из пунктов по 11-балльной шкале (от 0 до 10) на предмет его соответствия изучаемому признаку (в данном случае – диагностике лево-праворукости).

Результаты экспертной оценки обрабатывались с использованием следующих критериев:

- 1) для определения степени согласованности оценок вычислялся коэффициент Кронбаха с последующей проверкой его статистической значимости по критерию Китса;
- 2) вычислялись средние значения баллов, присвоенных экспертами каждому пункту теста \bar{x} ;
- 3) для каждого пункта теста вычислялась дисперсия оценок, даваемых разными студентами (σ_j^2);
- 4) вычислялся интегральный показатель содержательной

валидности $\left(V = \frac{\bar{x}}{\sigma_j^2} \right)$, учитывающий как средний балл оценки, так и согласованность оценок, даваемых разными студентами;

- 5) по интегральному показателю мы ранжировали все пункты теста в порядке убывания коэффициента, а следовательно, убывания их значимости (приоритетности) в плане измеряемого свойства.

В результате анализа были получены следующие данные:

Коэффициент Кронбаха для группы оценщиков составил 0,795, значение χ^2 по критерию Китса равно 138,9 (критические значения для 1-го, 2-го и 3-го уровней значимости равны, соответственно, 48,6; 56,0; 65,2).

Таким образом, согласованность оценок является статистически значимой для всех трех уровней, следовательно, полученные результаты по оценке содержательной валидности теста можно использовать для дальнейшей статистической обработки.

Результаты экспертной оценки каждого пункта теста представлены в табл. 3.

Как можно видеть из табл. 3, последние 19-е и 20-е места в ряду, ранжированном по интегральному показателю содержательной валидности, занимают все те же 15-й и 16-й пункты (моторные пробы «переплетение пальцев рук» и «поза Наполеона»). В то же время пункт 18 (моторная проба «заводка часов») переместился с 18-го на 12-е место. Другими словами, студенты оценили его информативность достаточно высоко (средний балл 7,63), а разброс оценок оказался сравнительно небольшим ($\sigma_j^2 = 7,48$).

Таблица 3

Результаты экспертной оценки содержательной валидности теста ИР

№ пункта теста	Среднее значение экспертной оценки (\bar{x})	Дисперсия индивидуальных оценок (σ_i^2)	Интегральный показатель содержательной валидности $\left(V = \frac{\bar{x}}{\sigma_i^2} \right)$	Ранг, присвоенный данному пункту теста (R)
1	7,74	9,79	0,79	15
2	8,57	5,66	1,51	6
3	8,24	5,34	1,54	5
4	7,31	5,40	1,35	7
5	7,74	4,73	1,64	4
6	8,91	1,73	5,16	1
7	8,14	3,19	2,56	3
8	6,40	5,48	1,17	9
9	6,89	6,63	1,04	10
10	8,40	3,19	2,64	2
11	7,94	6,06	1,31	8
12	6,03	6,21	0,97	14
13	4,60	7,25	0,64	17
14	5,51	7,84	0,70	16
15	6,86	14,07	0,49	20
16	6,63	11,54	0,58	19
17	5,63	9,42	0,60	18
18	7,63	7,48	1,02	12
19	8,06	8,11	0,99	13
20	7,91	7,67	1,03	11

Заключительным этапом психометрического анализа явилось сравнение ранжированных рядов, которые были присвоены каждому пункту теста: а) по коэффициенту корреляции пункта с суммарным баллом (табл. 2) и б) по интегральному показателю содержательной валидности (табл. 3). Сравнение рядов проводилось с помощью коэффициента ранговой корреляции Спирмена. Полученное нами значение ($r_s = 0,196$) не оправдало наших ожиданий, поскольку не достигает уровня статистической значимости даже для $p \leq 0,05$. Другими словами, интегральный показатель содержательной валидности расставляет приоритеты отдельных пунктов теста принципиально в ином порядке, нежели коэффициент корреляции каждого из этих пунктов с суммарным баллом по тесту. В дальнейших исследованиях мы попытаемся установить причины такого несоответствия.

Заключение

Полученные результаты свидетельствуют о том, что, несмотря на высокую ретестовую и синхронную надежность теста в целом, он нуждается в определенной доработке.

Первым шагом в модернизации теста ИР должна стать выбраковка тех пунктов, которые имеют низкий коэффициент корреляции с суммарным баллом (в нашем случае – это 3 моторные пробы, о которых было сказано выше). Для того чтобы не произошло обеднения теста в целом, их можно заменить другими моторными пробами, которые также достаточно широко используются [см.: 2]. Что же касается ряда вопросов, то, по-видимому, их следует перефразировать с учетом сегодняшних реалий, а также с тем, чтобы они могли быть понятными и приемлемыми для людей любого возраста. Так, вопрос: «В какой руке Вы держите рюмку?» можно с успехом заменить на: «Какой рукой Вы держите ложку во время обеда?» и т. д. Что же касается остальных пунктов теста, то, по-видимому, следует учитывать их относительный вклад в суммарный ИР. Одним из способов корректировки подсчета может служить поправочный коэффициент для каждого пункта, соответствующий вычисленным коэффициентам корреляции.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Доброхотова Т. А., Брагина Н. Н.* Левши. М.: Книга, 1994. 231 с.
2. *Безруких М. М., Князева М. Г.* Если Ваш ребенок – левша. Тула: Актобус, 1996. 78 с.
3. *Пярых И. К., Лупандин В. И.* К вопросу о диагностике леворукости // Рос. физиол. журн. 2004. Т. 90, № 8, ч. 1. С. 394-395.
4. *Cavill S., Bryden P.* Development of handedness: Comparison of questionnaire and performance-based measures of preference // Brain Cognition. 2003. V. 53, N 2. P. 149-151.
5. *Ellis S. J., Ellis P. J., Marshall E.* Hand preference in normal population // Cortex. 1988. V. 24, N 1. P. 157-163.
6. *Reiss M., Reiss G.* Current aspects of handedness // Wien. Klin. Wochenschr. 1999. V. 23, N. 111 (24). P. 1009-1018.
7. *Searleman A., Porac C.* Lateral preference profiles and right shift attempt histories of consistent and inconsistent left-handers // Brain Cognition. 2003. V. 52, N. 2. P. 175-180.
8. *Tan U.* Normal distribution of hand preference and its bimodality // Int. J. Neurosci. 1993. V. 68, N. 1-2. P. 61-65.

9. *Yetkin Y.* Do environmental and hereditary factors affect the psychophysiology and left-right shift in left-handers? // *Int. J. Neurosci.* 2001. V.110, N 3-4. P.109-134.

В.М. Воронин, Н.В. Быкова, А.Р. Миронова, Е.Г.Санникова

НОВЫЙ ПОДХОД К ОЦЕНКЕ МЕНТАЛЬНОГО УТОМЛЕНИЯ

В настоящее время разработка и внедрение психометрических методов исследования утомления остаются актуальными. Несмотря на неугасающий интерес к проблеме утомления, инструментов для его измерения явно недостаточно. Многие авторы на сегодняшний день изучают данный феномен в медицинском и биологическом контекстах (осуществляют поиск связи различных дисфункций и утомления) [3, 4, 7, 8], а также в контексте психологии труда (преимущественно рассматривается синдром хронической усталости) [6]. Самобытность самого феномена утомления продолжает оставаться за рамками психологических исследований.

Утомление рассматривают с разных позиций: 1) опосредованно через субъективное чувство усталости; 2) через определение сдвигов показателей физиологических функций, сопровождающих изменение функционального состояния; 3) через специфические изменения работоспособности. Как и В. П. Зинченко с соавторами [1], мы считаем наиболее значимым для психологии исследование третьего аспекта утомления. Но в отличие от В. П. Зинченко и его коллег, которые использовали микроструктурный подход при изучении процессов переработки информации и именно в этом ключе применяли методики изучения кратковременной памяти как тесты на утомление, мы предлагаем макроструктурный подход. А именно – следует выделить два основных блока, на уровне каждого из которых можно ожидать возникновение разных видов утомления: сенсорного утомления и утомления на уровне переработки информации. Новый подход к исследованию утомления требует адекватных ему инструментов измерения. В данной работе мы ставили целью поиск метода для оценки утомления на уровне обработки. В качестве такого метода мы сочли возможным использование пропозициональной схемы рассказа, предложенной П. В. Торндайком. Этот автор предложил оригинальный метод в русле междисциплинарного подхода когнитивной науки. Он